

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

ANA APARECIDA DINIZ DA SILVA

**TESTANDO QUEBRAS ESTRUTURAIS EM UMA REGRA
DE POLÍTICA MONETÁRIA
COM REGRESSORES ENDÓGENOS: UM ESTUDO
EMPÍRICO PARA O BRASIL (2000-2016)**

JOÃO PESSOA/PB

2016

ANA APARECIDA DINIZ DA SILVA

**TESTANDO QUEBRAS ESTRUTURAIS EM UMA REGRA
DE POLÍTICA MONETÁRIA
COM REGRESSORES ENDÓGENOS: UM ESTUDO
EMPÍRICO PARA O BRASIL (2000-2016)**

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal da Paraíba como requisito para a obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

JOÃO PESSOA/PB

2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

S586i Silva, Ana Aparecida Diniz da.

Testando quebras estruturais em uma regra de política monetária com regressores endógenos: um estudo empírico para o Brasil (2000-2016) / Ana Aparecida Diniz da Silva. – João Pessoa, 2016.

45f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – UFPB/CCSA.

1. Função de reação. 2. Mudanças estruturais. 3. Inflação – metas. I. Título.

UFPB/CCSA/BS

CDU: 33(043.2)

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

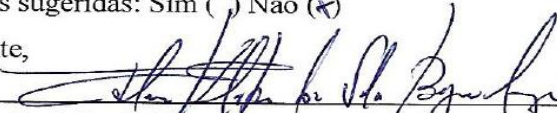
AVALIAÇÃO DA MONOGRAFIA

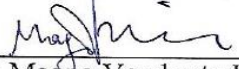
Comunicamos à Coordenação de Monografia do Curso de Graduação em Ciências Econômicas (Bacharelado) que a Monografia da Aluna Ana Aparecida Diniz da Silva, Matrícula 11219081, intitulada **“Testando quebras estruturais em uma regra de política monetária com regressores endógenos: um estudo empírico para o Brasil (2000-2016)”** foi submetida à apreciação da Comissão examinadora, composta pelos seguintes professores: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón (orientador); Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva (examinador) e o Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia (examinador), no dia 01/12/2016, às 10:00 horas, no período letivo de 2016.1.

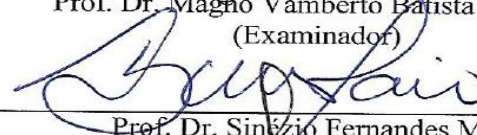
A Monografia foi APROVADA pela Comissão Examinadora e obteve nota 10 (DEZ).

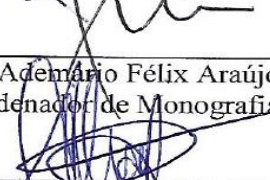
Reformulações sugeridas: Sim () Não (x)

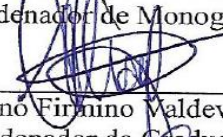
Atenciosamente,

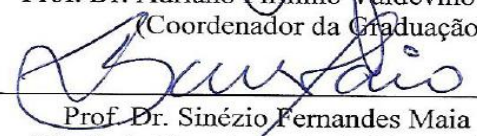

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
(Orientador)


Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva
(Examinador)

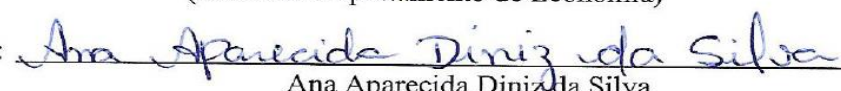

Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia
(Examinador)


Prof. Msc. Ademário Félix Araújo Filho
(Coordenador de Monografia)


Prof. Dr. Adriano Firmino Valdevino de Araújo
(Coordenador da Graduação)


Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia
(Chefe do Departamento de Economia)

Ciente:


Ana Aparecida Diniz da Silva
(Aluna)

*“Tudo o que um sonho precisa para ser realizado é
alguém que acredite que ele possa ser realizado. ”*

Roberto Shinyashiki

Dedico à minha família, em especial à minha mãe, Maria Rosângela Diniz da Silva, e aos meus amigos que ao longo da graduação me deram todo apoio e incentivo.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente à Deus, por me dar a oportunidade de concluir a graduação e conseguir vencer todos os obstáculos ao longo dessa caminhada.

À minha mãe que me deu todo apoio e incentivo, por sempre acreditar em mim.

À toda minha família, em especial as minhas primas Deysiane, Luciana e minha querida sobrinha Nicolly.

Aos meus queridos amigos e companheiros de estudo, Andeson Ricardo, Aurélio Mousinho, Carlos Eduardo (Stella), Herickson Santos, Jamenson Gadelha, Leonardo Apolinário, Lettyrry (Francês), Myrella Viana, Renata Lima, Renato Prado, com os quais dividi todas as dificuldades e momentos bons ao longo do curso, amizades das quais levarei por toda a vida.

Aos professores do curso que contribuíram para minha formação.

Ao professor Edilean Kleber que me orientou para conclusão desse trabalho, por toda paciência, dedicação e apoio.

Sou muito grata a todos, cada um tem uma contribuição especial nessa conquista.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é realizar testes de quebra estrutural para verificar possíveis mudanças na condução da política monetária no Brasil após a adoção por parte da autoridade monetária brasileira do regime de metas para inflação, levando-se em conta que os regressores da função de reação do BCB são potencialmente variáveis endógenas. Para tal, será utilizada a metodologia desenvolvida por Perron e Yamamoto (2014). Esse procedimento baseia-se na estimação do modelo por variáveis instrumentais, e possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são significativas. O teste para quebras evidencia três mudanças estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB. As datas estimadas para essas quebras foram dezembro de 2002, outubro de 2005 e setembro de 2011. Os resultados mostraram que a maior resposta por parte da autoridade monetária brasileira para combater a inflação foi observada no período Tombini (2011:09-2016:06). Considerando os resultados dos parâmetros estimados, observou-se que a maior reação do BCB ao hiato da inflação esperada foi observada nos subperíodos Meireles (2002:12-2005:09) e Tombini (2011:09-2016:06). Também foi possível verificar que o BCB respondeu mais ao hiato da inflação esperada do que ao hiato do produto.

Palavras-chave: Função de reação; Mudanças estruturais; Metas para a inflação.

ABSTRACT

The objective of this work is to perform structural break tests to verify possible changes in the conduct of monetary policy in Brazil after the adoption by the Brazilian monetary authority of the regime of inflation targets, taking into account that the regressors of the reaction function of the BCB are potentially endogenous variables. For that, the methodology developed by Perron and Yamamoto (2014) will be used. This procedure is based on the estimation of the model by instrumental variables, and makes it possible to estimate the dates of the structural breaks and to carry out the tests to verify if these breaks are significant. The test for breaks shows three structural changes in the parameters of the BCB reaction function. The estimated dates for these breaks were December 2002, October 2005 and September 2011. The results showed that the largest response by the Brazilian monetary authority to combat inflation was observed in the Tombini period (2011: 09-2016: 06). Considering the results of the estimated parameters, it was observed that the largest BCB reaction to the expected inflation gap was observed in the Fraga-Meireles (2002:12-2005-09) and Tombini (2011:09-2016:06) subperiods. It was also possible to verify that the BCB responded more to the expected inflation gap than to the output gap.

Key words: Reaction function; Structural changes; Targets for inflation.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1– Inflação e metas de inflação na economia brasileira no período 1999-2015.....	18
Figura 2– Taxa Selic, Dj_t , hiato do produto e taxa de câmbio no período 2000-2016.....	35

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Metas para inflação no Brasil:1999-2015	17
Tabela 2- Estimação da função de reação para o Banco Central do Brasil: 2000:01-2016:06	37
Tabela 3 - Teste de Chow para quebras estruturais na função de reação do BCB	38
Tabela 4 - Teste de Quandt-Andrews uma quebra estrutural na função de reação do BCB	38
Tabela 5 - Estimação da função de reação do BCB com quebras estruturais	39
Tabela 6 - Teste de quebra estrutural para as formas reduzidas.....	40
Tabela 7 - Teste de Bai e Perron para múltiplas quebras estruturais na função de reação do BCB.	40
Tabela 8 - Estimação da função de reação do BCB com três quebras estruturais.....	41

Sumário

1 INTRODUÇÃO	11
2 REVISÃO DE LITERATURA	13
3 A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA PÓS-METAS DE INFLAÇÃO.....	16
3.1 A importância de analisar a condução da política monetária	18
4 MODELO TEÓRICO	20
5 MATERIAL E MÉTODOS.....	22
5.1 O modelo empírico	22
5.2 O método de estimação: Variáveis Instrumentais (VI).....	23
5.3 Testes de quebra estrutural	25
5.3.1 Teste da estabilidade estrutural ou dos parâmetros nos modelos de regressão: o teste de Chow.	25
5.3.2 Teste de Quandt-Andrews.....	26
5.3.3 Teste de Bai e Perron	27
5.3.3.1 Método para calcular mínimos globais.....	29
5.3.3.2 O Modelo de mudança estrutural puro	29
5.3.3.3 O Algoritmo de programação dinâmica	30
5.3.3.4 Teste de ausência de quebras versus um número fixo de quebras	30
5.3.3.5 Teste de l quebras estruturais versus $(l + 1)$ quebras estruturais.....	31
5.3.3.6 Teste de quebras estruturais em equações com regressores endógenos.....	32
5.4 Dados	34
6 RESULTADOS E DISCUSSÃO	36
6.1 Modelo com parâmetros constantes	36
6.2 Resultados dos testes de quebras estruturais.....	37
6.3 Resultados do procedimento de Perron e Yamamoto (2014)	40
7 CONCLUSÕES	43
REFERÊNCIAS	44

1 INTRODUÇÃO

O Banco Central do Brasil (BCB) adotou oficialmente o regime monetário de metas para a inflação em julho de 1999. A autoridade monetária brasileira tomou essa decisão após a passagem de um regime de bandas cambiais para um regime de câmbio flutuante. Com a grave crise cambial e o aumento das expectativas de inflação o regime de bandas cambiais tornou-se insustentável. Diante disso, o BCB passou a adotar a meta de inflação como nova âncora nominal, sendo seu principal comprometimento com a manutenção da estabilidade dos preços.

Taylor (1993) propôs uma regra de política monetária, segundo o Princípio de Taylor o Banco Central deve reagir a um aumento da inflação com um acréscimo ainda maior na taxa de juros nominal. De acordo com essa regra, a taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária depende da inflação e do hiato do produto corrente. A partir da ideia de Taylor (1993), Clarida *et al.* (2000) propôs uma regra de política monetária partindo do pressuposto de que a autoridade monetária ajusta a taxa de juros tendo como base valores futuros esperados para a inflação e para o hiato do produto¹.

Com o objetivo de analisar como é conduzida a política monetária por parte do BCB após a adoção do regime de metas de inflação, vários trabalhos têm estimado a regra de Taylor ou a função de reação proposta por Clarida *et al.* (2000). Por exemplo, Minella *et al.* (2003) e Minella e Souza-Sobrinho (2013) estimaram uma função de reação *forward-looking* para a economia brasileira, e um dos principais resultados encontrados mostra que o BCB reagiu de forma mais agressiva às expectativas de inflação. Aragón e Portugal (2010) e Moura e Carvalho (2010) estimaram a regra de Taylor com diferentes especificações e encontraram evidências de que o BCB tende a diminuir a taxa básica de juros Selic mais agressivamente quando a inflação está abaixo da meta do que a aumentar essa taxa de juros quando a inflação está acima da meta. Sanches-Fung (2011) analisa a condução da política monetária no Brasil após a adoção do regime de metas de inflação. Em sua análise, considera um ambiente rico em dados, e mostra que o BCB se comporta de acordo com o princípio de Taylor.

Uma suposição feita em grande parte dos trabalhos citados anteriormente é que a condução da política monetária brasileira não tem sido alterada desde que foi adotado o regime de metas de inflação, ou seja, supõem que os parâmetros da função de reação do BCB

¹ Diferença percentual entre o produto efetivo e o produto potencial.

são constantes. No entanto, no período de 1999 a 2016, vários choques atingiram a economia brasileira (a crise energética de 2001, a crise cambial de 2002, a recessão de 2003, a crise econômica mundial de 2008, a crise fiscal e política de 2014-2016). Além disso, o Banco Central foi dirigido por três diferentes presidentes, Armínio Fraga (1999-2002), Henrique Meirelles (2003-2010) e Alexandre Tombini (2011-2016)). Esses acontecimentos podem ter afetado a forma como o Banco Central reage na condução da política monetária.

A importância de se estudar a condução da política monetária se dá pelo fato de que é fundamental verificar se o BCB está realmente comprometido com seu objetivo. Pois, a inflação tem efeitos nocivos sobre a economia. Ao verificarmos se houve mudanças na condução da política monetária é possível analisar o desempenho dos diferentes presidentes do Banco Central e evidenciar como eles estão reagindo à inflação.

Diante do exposto acima, o objetivo deste estudo é realizar testes de quebra estrutural para verificar possíveis mudanças na condução da política monetária no Brasil no período de 2000 a 2016 a partir de dados do BCB e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), levando-se em conta que os regressores da função de reação do BCB são potencialmente variáveis endógenas. Para tal, será utilizada a metodologia desenvolvida por Perron e Yamamoto (2014). Esse procedimento baseia-se na estimação do modelo por variáveis instrumentais, e possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são significativas.

O presente estudo, além desta introdução está dividido em mais seis seções. Na seção 2 apresenta-se a revisão de literatura. Na seção 3 apresentamos a condução da política monetária após adoção do regime de metas de inflação. Na seção 4 o modelo que fundamenta teoricamente o estudo. Na seção 5 descreve-se a metodologia empírica utilizada para os testes de quebras estruturais. Na seção 6 serão apresentados os resultados obtidos. E por fim, a seção 7, apresenta as conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

John B. Taylor (1993) apresentou uma regra de política monetária. Em seu artigo, ele mostrou o comportamento da taxa de juros de curto prazo dos Estados Unidos em função do desvio da inflação à sua meta e do hiato do produto corrente, tal estudo compreendeu os anos de 1987 a 1992. Taylor buscou evidenciar que a condução da política monetária deve se dar por meio de regras claras e críveis, pois dessa forma poderia se passar uma maior credibilidade e assim atingir os objetivos de melhor desempenho econômico.

Segundo a ideia de Taylor (1993) seria possível demonstrar o desempenho da taxa de juros da economia americana, por meio de uma equação linear simples, expressa como a Eq. (1), apresentada a seguir:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (1)$$

sendo i_t a taxa básica de juros, π a taxa de inflação obtida pelo deflator do PIB, r^* a taxa de juros de equilíbrio, π^* a meta de inflação e y é o hiato do produto corrente, ou seja, diferença percentual entre o produto real e o produto potencial.

Partindo da ideia de Taylor (1993) vários trabalhos buscam verificar o comportamento por parte dos Bancos Centrais na condução da política monetária. No Brasil, esses estudos buscaram analisar a condução da política monetária após a adoção do regime de metas de inflação. Estimando assim a regra de Taylor (1993) ou a função de reação *forward-looking* proposta por Clarida *et al.* (2000), que inovaram em relação Taylor (1993) por supor que a autoridade monetária faz os ajustes na taxa de juros considerando os valores futuros esperados para a inflação e o hiato do produto.

Minella *et al.* (2003) analisam os desafios enfrentados pelo Brasil após a adoção do regime de metas de inflação. Os autores mostram que o BCB reagiu fortemente às expectativas de inflação e observaram uma redução no grau de persistência da inflação, assim como, o esforço bem-sucedido do Brasil no quadro de metas de inflação.

Moura e Carvalho (2010) analisam como a política monetária tem sido realizada nas sete maiores economias da América Latina no período de janeiro de 1999 a janeiro de 2008. Para isto, estimaram diferentes especificações para a regra de Taylor. Foi observado que tal regra descreve de maneira adequada a forma que é conduzida a política monetária nesses países. Os autores também mostram que o BCB tem forte preocupação com a realização da

meta de inflação, reagindo de forma mais agressiva quando a inflação é inferior à meta. Com isso, tendem a agir de forma mais rápida diminuindo a taxa de juros Selic quando a inflação é inferior à meta, do que aumentar essa taxa quando a inflação é superior à meta.

Aragón e Portugal (2010) investigaram possíveis assimetrias nos objetivos do BCB após a adoção do regime de metas de inflação. Estimaram uma função de reação não linear para o período 2000 a 2007, e utilizaram como base o modelo teórico proposto por Surico (2007). Os principais resultados encontrados pelos autores mostram que o BCB apresentou preferência assimétrica para uma inflação acima da meta. Restringiram a amostra para o período de 2004-2007 por levarem em conta que o resultado obtido pode ter ocorrido por decisões políticas para períodos de combate a graves crises. No entanto, para essa subamostra não foi encontrada nenhuma evidência empírica de qualquer tipo de assimetria nas preferências do BCB para a estabilização da inflação e do hiato do produto.

Sanches-Fung (2011) examina a política monetária no Brasil após a adoção do regime de metas de inflação. Em sua análise considera um ambiente rico em dados. Em seus resultados, foi observado que o BCB se comporta de acordo com o Princípio de Taylor, ou seja, reagindo a uma elevação da inflação com um aumento ainda maior na taxa de juros nominal, evidenciaram também, que o BCB não reagiu sistematicamente à evolução da taxa de câmbio.

Minella e Souza-Sobrinho (2013) estimaram uma função de reação *forward-looking* e também encontraram que a maior reação por parte da autoridade monetária brasileira foi às expectativas de inflação.

Moreira *et al.* (2013) em seu estudo investigam o grau de tolerância para a taxa de inflação no curto prazo, comparando o desempenho dos presidentes do BCB no período de 2001 a 2012. Os autores comparam os coeficientes de elasticidade para a reação do BCB a mudanças na taxa de juros Selic e para um aumento na taxa de inflação. Com o objetivo de avaliar essa questão, utilizam diferentes especificações da regra de Taylor, baseando-se em um modelo de equações simultâneas e o método generalizado dos momentos. Os principais resultados encontrados mostram que a administração de Henrique Meireles é menos tolerante à taxa de inflação de curto prazo mais alta quando comparado aos últimos dois anos da administração de Armínio Fraga. Nos dois primeiros anos de sua administração, Alexandre Tomba foi mais tolerante com a taxa de inflação no curto prazo quando comparado aos últimos dois anos da administração de Armínio Fraga.

Oliveira *et al.* (2013) investigam a existência de mudanças estruturais na regra de política monetária adotada pelo BCB no período de 2000 a 2011. Para isto, utiliza a

metodologia proposta por Bai e Perron (2003). Os resultados encontrados pelos autores, para o teste de quebra estrutural, mostram que há evidências de duas quebras estruturais nos coeficientes da função de reação do BCB, cujas datas foram 2004:2 e 2007:10. Já para a estimação da função de reação, os resultados mostram que a postura adotada pela autoridade monetária brasileira foi relativamente forte no controle da inflação. Também foi evidenciado que o BCB tem reagido positivamente aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta e ao hiato do produto, se mostrando mais sensível aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação.

Aragón e Medeiros (2015) estimam uma função de reação com os parâmetros variando no tempo e regressores endógenos com o objetivo de identificar possíveis alterações na condução da política monetária brasileira no período de 2001 a 2011. Os principais resultados encontrados pelos autores mostram mudanças ao longo do tempo nos coeficientes da regra de política do BCB. Já para o problema de endogeneidade foi rejeitada a hipótese do teste de que inflação e hiato do produto são variáveis exógenas. Os autores evidenciam que a regra de política da autoridade monetária brasileira tem violado o princípio de Taylor e isso foi observado após meados de 2010.

3 A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA APÓS ADOÇÃO DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

O Plano Real implementado em 1994 foi bem-sucedido no combate à inflação. A política monetária adotada pós-Plano Real foi dividida em duas fases. A primeira se deu de julho de 1994 a janeiro de 1999, nesse período foi adotado por parte da autoridade monetária brasileira o regime de bandas cambiais. A segunda fase iniciou-se com a grave crise cambial sofrida pelo Brasil em janeiro de 1999, seis meses após a passagem de um regime de bandas cambiais para um de câmbio flutuante foi oficialmente implementado pelo BCB o regime de metas de inflação.

O regime cambial foi tornou-se insustentável por parte do BCB, com isso, a meta de inflação foi estabelecida como nova âncora nominal, por ser um regime mais adequado num quadro de flexibilização cambial. Desta forma, o principal objetivo do BCB é o de manter a inflação baixa e estável, ou seja, o comprometimento com a manutenção da estabilidade dos preços.

A adoção desse novo regime por parte do BCB se deu pelo Decreto 3.088, em 21 de junho de 1999. A partir daí o BCB passou a cumprir as metas para a inflação estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), dessa forma, o BCB passou a ter certo grau de independência para cumprir o seu objetivo. Como principal instrumento de política monetária, o BCB utiliza a meta anual da taxa Selic, com isso, a autoridade monetária age variando essa taxa com o objetivo de controlar a inflação, ou seja, atingir a meta estabelecida. Essa taxa é fixada pelo Comitê de Política Monetária-COPON em reuniões ordinárias que acontecem oito vezes por ano. Sendo os principais termos da Ata da reunião divulgados seis dias úteis após a realização da reunião.

Ainda de acordo com o Decreto citado, se as metas fixadas não forem atingidas, caberá ao presidente do BC divulgar, em carta aberta ao Ministro da Fazenda, os motivos do descumprimento, bem como as providências e prazo para o retorno da taxa de inflação aos limites estabelecidos. O decreto também estabelece que a definição das metas para a inflação e das bandas de variações serão fixados pelo CMN. O índice que serve como indicador da inflação é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Tabela 1 - Metas para inflação no Brasil:1999-2015

Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA % a.a.)
1999			8	2	6-10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/6/1999	6	2	4-8	5,97
2001			4	2	2-6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/6/2000	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003 ^{1/}	Resolução 2.842	28/6/2001	3,25	2	1,25-5,25	
	Resolução 2.972	27/6/2002	4	2,5	1,5-6,5	9,30
2004 ^{1/}	Resolução 2.972	27/6/2002	3,75	2,5	1,25-6,25	
	Resolução 3.108	25/6/2003	5,5	2,5	3-8	7,60
2005	Resolução 3.108	25/6/2003	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/6/2004	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/6/2005	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/6/2006	4,5	2	2,5-6,5	5,90
2009	Resolução 3.463	26/6/2007	4,5	2	2,5-6,5	4,31
2010	Resolução 3.584	1/7/2008	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2011	Resolução 3.748	30/6/2009	4,5	2	2,5-6,5	6,50
2012	Resolução 3.880	22/6/2010	4,5	2	2,5-6,5	5,84
2013	Resolução 3.991	30/6/2011	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2014	Resolução 4.095	28/6/2012	4,5	2	2,5-6,5	6,41
2015	Resolução 4.237	28/6/2013	4,5	2	2,5-6,5	10,67

Fonte: Banco Central do Brasil.

Nota: ^{1/} A Carta Aberta, de 21/1/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.

De acordo com a Tabela 1 podemos observar que nos anos de 2006, 2007 e 2009 a inflação se situou abaixo do centro da meta estabelecida, já para os demais anos, com exceção de 2001, 2002, 2003 e 2015 onde a inflação ultrapassou o limite superior, mesmo tendo ficado acima da meta estabelecida a inflação se situou dentro dos limites superiores. No ano de 2011 a inflação chegou a atingir o teto da meta estabelecida. Já a inflação do ano de 2015 foi a

maior inflação observada nos últimos 12 anos, hoje é a segunda maior inflação verificada desde a adoção do regime de metas para a inflação.

A Figura 1 descreve graficamente o comportamento da inflação na economia brasileira no período de 1999 a 2015. Como podemos observar, a inflação seguiu uma trajetória de crescimento a partir de 2000, chegando ao seu mais elevado nível no ano de 2002. A partir daí a inflação foi reduzindo até atingir seu mais baixo grau no ano de 2006, quando ficou abaixo da meta estabelecida, retomando a trajetória de crescimento e voltando a ficar abaixo da meta apenas no ano de 2009. Após esse ano a inflação se situou sempre próximo ao limite superior do centro da meta, o que deveria acontecer apenas em casos de choque na economia. Podemos observar que a meta de inflação não foi alcançada pelo sexto ano seguido.

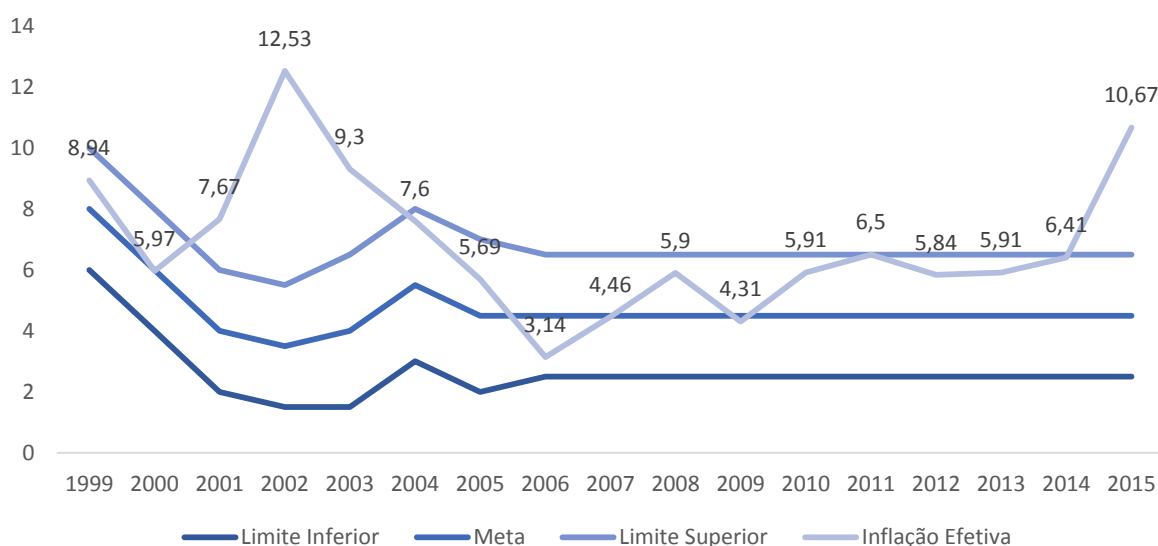


Figura 1– Inflação e metas de inflação na economia brasileira no período 1999-2015.

Fonte: Elaborado a partir de dados do Banco Central do Brasil.

3.1 A importância de analisar a condução da política monetária

O principal objetivo do Banco Central é com a manutenção da estabilidade dos preços, ou seja, sua principal meta é manter o poder de compra da moeda. Um Banco Central deve conduzir a política monetária por meio de regras claras, pois ao adotar essa medida uma maior credibilidade é passada ao mercado, o que cria um ambiente de maior previsibilidade.

Conviver com a inflação não é fácil, e os custos de combatê-la trazem sérios danos à sociedade e ao mercado como um todo. Por isso, o Banco Central deve perseguir a meta estabelecida e cumpri-la, para isso precisará de certa autonomia para assim cumprir seu objetivo. Diante disso, o BC não deve ceder a pressões do Governo, pois ao agir dessa forma acabará inflacionando a economia, e com isso, fazendo o contrário ao seu papel.

Ao estudarmos como é conduzida a política monetária podemos verificar se o BCB está realmente comprometido com seu objetivo ou se ele está sendo tolerante com a inflação.

4 MODELO TEÓRICO

Para analisar as decisões ótimas de política monetária adotadas por parte do BCB, esse estudo segue Clarida *et al.* (1999), fundamentando-se teoricamente em uma versão log-linearizada do modelo novo-keynesiano com preços rígidos. Segundo o modelo citado, é possível representar a evolução de uma economia pelo seguinte sistema de duas equações:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t^d \quad (2)$$

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + k y_t + u_t^s \quad (3)$$

onde y_t é o hiato do produto (isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial), π_t é a taxa de inflação, $E_t y_{t+1}$ e $E_t \pi_{t+1}$ são os valores esperados do hiato do produto e taxa de inflação dependente da informação disponível no período t , i_t é a taxa de juros, u_t^d e u_t^s são, respectivamente, um choque de demanda e um de custos. Esses choques seguem processos auto-regressivos de primeira ordem. Os parâmetros φ , k e α são constantes positivas².

A curva IS, expressa pela Eq. (2), apresenta uma versão log-linearizada da equação de Euler para o consumo derivando-se da decisão ótima das famílias sobre consumo e poupança, depois da imposição da premissa de *market clearing*. O aumento da demanda corrente pelo produto se dá na medida em que as famílias preferem reduzir o consumo ao longo do tempo, ou seja, a expectativa de um maior consumo atual leva a um aumento do consumo presente. Isso é observado pelo valor esperado do hiato do produto.

A equação (2) descreve matematicamente a curva de Phillips, e capta a característica de preços nominais sobrepostos, que segundo Calvo (1993), existe uma probabilidade α de as empresas manterem o preço do produto relativamente constante e essa probabilidade é supostamente constante e independe da última vez que as empresas tenham realizado o último ajuste, ficando o preço em média fixado a uma duração de $1/1-\alpha$. Desse modo, as empresas são incentivadas a aumentar seus preços se tiverem uma expectativa de uma inflação futura mais elevada.

As decisões de política monetária nesta economia são tomadas pelo banco central antes de serem realizados os choques u_t^d e u_t^s . Diante disso, tendo todas as informações no

² As Eqs. (1) e (2) são derivadas explicitamente do comportamento otimizador de firmas e famílias em uma economia com moeda e rigidez nominal de preços (Clarida *et al.*, 1999).

fim do período anterior, a autoridade monetária procura escolher a taxa de juros corrente i_t e uma sequência de taxa de juros futuras com o objetivo de minimizar:

$$E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} L_{t+\tau} \quad (4)$$

onde δ é o fator de desconto fixado, essa escolha por parte da autoridade monetária está sujeita a estrutura da economia descritas pelas Eqs. (2) e (3). A função perda no período t é dada por:

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2 + \mu_i (i_t - i^*)^2 + \mu_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2] \quad (5)$$

em que π^* é a meta de inflação, λ é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial, e μ_i e $\mu_{\Delta i}$ são os pesos relativos dados à estabilização da taxa de juros ao redor de uma meta implícita, i^* , e da taxa de juros no período $t-1$, i_{t-1} . A autoridade monetária é assumida estabilizar a inflação em torno da meta de inflação, manter o hiato do produto fechado à zero, e estabilizar a taxa de juros nominal em torno de meta i^* e da taxa de juros nominal em $t-1$.

A fim de solucionar o problema de escolha ótima da Eq. (4), supõe-se que a política monetária é discricionária. Sendo assim, o banco central tem como dadas as expectativas das variáveis futuras, escolhendo a taxa de juros corrente em cada período. Não havendo persistência endógena na inflação e hiato do produto, a condição de primeira ordem do problema (4) é dada por:

$$-\kappa\gamma E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) - \lambda\gamma E_{t-1} (y_t) + \mu_i (i_t - i^*) + \mu_{\Delta i} (i_t - i_{t-1}) = 0 \quad (6)$$

Resolvendo para i_t , a regra de política monetária pode-se expressar da seguinte forma:

$$i_t = (1 - \theta_1) [\beta_0 + \beta_1 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) + \beta_2 E_{t-1} (y_t)] + \theta_1 i_{t-1} \quad (7)$$

em que $\beta_0 = i^*$; $\beta_1 = \kappa\gamma/\mu_i$; $\beta_2 = \lambda\gamma/\mu_i$; $\theta_1 = \mu_{\Delta i}/(\mu_i + \mu_{\Delta i})$. De acordo com a equação (7), verifica-se que a taxa de juros nominal ótima no período t responde de forma linear aos desvios da taxa de inflação esperada em relação à meta de inflação, e ao hiato do produto que se espera para o período t .

5 MATERIAL E MÉTODOS

5.1 O modelo empírico

O presente estudo analisa possíveis mudanças estruturais na função de reação do BCB no período de metas de inflação baseando-se no modelo proposto por Clarida *et al.* (2000). Para estimar a função de reação do BCB, a regra de política monetária (7) sofrerá quatro alterações. A primeira será incluir na equação um choque aleatório exógeno para a taxa de juros, m_t . Esse choque é assumido como sendo *i.i.d.*, podendo ser interpretado como componente puramente aleatório da política monetária. A segunda será inserir na regra de política a taxa de juros nominal em $t-2$ a fim de evitar possíveis problemas de autocorrelação serial³. A terceira será a substituição dos valores esperados para o hiato do produto por seus valores realizados. Por fim, o hiato da inflação esperada $E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)$, será obtido de acordo com procedimento adotado por Minella *et al.* (2003), ou seja, toma-se como *proxy* dessa variável a média ponderada, em um dado mês j , do desvio da expectativa de inflação para o ano $T(E_j\pi_T)$ e $T + 1(E_j\pi_{T+1})$ em torno das metas de inflação para o ano $T(\pi_T^*)$ e $T + 1(\pi_{T+1}^*)$, isto é, $Dj_t = ((12 - j)/12)(E_j\pi_T - \pi_T^*) + (j/12)(E_j\pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*)$. Após as alterações descritas, a regra de política monetária a ser estimada terá a seguinte especificação:

$$i_t = \beta_0' + \beta_1' Dj_t + \beta_2' y_t + \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + e_t \quad (8)$$

onde $\beta_i' = (1 - \theta_1 - \theta_2)\beta_{i,t}$, $i = 0,1,2$, $e_t = -[\beta_1'(y_t - E_{t-1}(y_t))]$ + m_t , i_t a taxa de juros Selic, Dj_t o desvio da inflação esperada em relação à meta de inflação, y_t o hiato do produto, e e_t o termo de erro. Considerando que os erros de previsão do hiato do produto integram o termo de erro, podemos observar que y_t está correlacionado com o termo de erro, causando dessa forma um problema de endogeneidade. Neste caso, estimaremos a função de reação por Variáveis Instrumentais (VI), utilizando como base para realizar os testes de quebras estruturais e estimar as datas das quebras o método utilizado por Perron e Yamamoto (2014).

³ Procedimento também adotado por Aragón e Portugal (2010) e Minella e Souza-Sobrinho (2013).

5.2 O método de estimação: Variáveis Instrumentais (VI)

A endogeneidade viola o pressuposto básico do Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de que os regressores não são correlacionados com o termo de erro (GUJARATI, 2011). Ao se estimar um modelo de regressão linear com regressores endógenos pelo método de MQO, serão obtidos estimadores viesados e inconsistentes para os parâmetros da regressão. Para solucionar esse problema é utilizado uma *proxy* para a variável explicativa que esteja altamente correlacionada com ela mesma, mas não com o termo de erro do modelo. Essa variável *proxy* é denominada de variável instrumental.

Para uma breve explanação sobre o método de VI, pode-se expressar a função de reação (8) em termos matriciais da seguinte forma:

$$i = X\beta + e \quad (9)$$

onde $i = (i_1 \ i_2 \ \dots \ i_T)'$, $X = (1, Dj_t, y_t, i_{t-1}, i_{t-2})$ é uma matriz $T \times 5$ dos regressores, $\beta = (\beta'_0 \ \beta'_1 \ \beta'_2 \ \theta_1 \ \theta_2)'$ é o vetor de parâmetros, $e = (e_1, e_2, \dots, e_T)'$ é o termo de erro, T é o número de observações e $p = 5$ o número de regressores na função de reação. O termo de erro e tem distribuição com média zero e a matriz de covariância Ω é $T \times T$. Para o caso em que os erros são homocedásticos, tem-se que $\Omega = \sigma^2 I$.

Considerando que o hiato da inflação esperada (Dj_t) e o hiato do produto (y_t) são variáveis endógenas, o conjunto de regressores pode ser particionado em $[X_1 \ X_2]$, onde $X_1 = (Dj_t, y_t)$ e $X_2 = (1, i_{t-1}, i_{t-2})$. Em adição, deixe Z denotar uma matriz $T \times 8$ como o conjunto de variáveis instrumentais. Esses instrumentos são assumidos como variáveis exógenas, ou seja, $E(Z_i e_i) = 0$. A matriz Z pode ser particionada em $[Z_1 \ Z_2]$, onde $Z_1 = [Dj_{t-1} \ y_{t-2} \ y_{t-3} \ \Delta e_{t-1} \ \Delta e_{t-2}]$ são os instrumentos excluídos e $Z_2 = [1 \ i_{t-1} \ i_{t-2}]$ são os instrumentos incluídos. Como o número de instrumentos é maior do que o número de regressores da função de reação, então essa equação é sobreidentificada.

Deixe $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$ denotar a matriz de projeção. Posto isso, o estimador de variáveis instrumentais (ou estimador de mínimos quadrados em dois estágios) de β é dado por:

$$\hat{\beta}_{VI} = \{X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X\}^{-1} X'Z(Z'Z)^{-1}Z' y = (X'P_Z X)^{-1} X'P_Z y \quad (10)$$

Sob a suposta condição de homocedasticidade, o estimador de VI é distribuído assintoticamente como $\hat{\beta}_{VI} \xrightarrow{d} N\{\beta, V(\hat{\beta}_{VI})\}$, onde:

$$V(\hat{\beta}_{VI}) = \frac{1}{n} \sigma^2 (Q'_{XZ} Q^{-1}_{ZZ} Q_{XZ})^{-1} \quad (11)$$

e

$$Q_{XZ} = E(X'_i Z_i) \quad (12)$$

$$Q_{ZZ} = E(Z'_i Z_i) \quad (13)$$

Deixe $\hat{e} \equiv y - X\hat{\beta}_{VI}$ denotar os resíduos VI. Substituindo Q_{XZ} , Q_{ZZ} e σ^2 com as suas estimativas amostrais

$$\bar{Q}_{XZ} = \frac{1}{n} X'Z \quad (14)$$

$$\bar{Q}_{ZZ} = \frac{1}{n} Z'Z \quad (15)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \hat{e}'\hat{e} \quad (16)$$

pode-se expressar a matriz de variância-covariância assintótica do estimador VI da seguinte forma:

$$V(\hat{\beta}_{VI}) = \hat{\sigma}^2 \{X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X\}^{-1} = \hat{\sigma}^2 (X'P_Z X)^{-1} \quad (17)$$

Na prática, o método de VI (ou mínimos quadrados em dois estágios, MQ2E) envolve duas aplicações de MQO (GUJARATI, 2011). No primeiro estágio, estimam-se as regressões para os regressores endógenos (Dj_t e y_t) em função dos instrumentos e se obtém os valores preditos para essas variáveis. Essas regressões são denominadas de regressões da forma reduzida. No segundo estágio, os valores observados dos regressores endógenos são substituídos pelos valores preditos e a função de reação é estimada por MQO. Esses procedimentos são realizados para que se consigam estimadores consistentes.

5.3 Testes de quebra estrutural

Atualmente, é bastante considerável a quantidade de trabalhos na literatura estatística, assim como, na econometria que tratam de testes de quebras estruturais nos coeficientes de uma regressão.⁴ Nesta seção, apresentam-se os testes de quebras estruturais utilizados para verificar alterações na condução da política monetária do BCB.

É importante estudar a existência de quebras estruturais na função de reação do BCB, pois assim, podemos analisar se houve alguma mudança na condução da política monetária. Com isso, conseguimos investigar como foi o desempenho dos diferentes presidentes do BC no sentido de controlar a inflação, ou seja, avaliando de forma mais precisa o que cada um deles priorizou no controle inflacionário. E assim, verificando se estão de fato comprometidos com a condução da política monetária.

5.3.1 Teste da estabilidade estrutural ou dos parâmetros nos modelos de regressão: o teste de Chow

Uma mudança estrutural ocorre quando os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o tempo. Isto pode ser observado quando utilizamos uma regressão de modelos de séries temporais. Estas mudanças estruturais podem resultar por causas externas, modificações na política econômica dentre outras causas.

O teste de Chow verifica se houve quebra estrutural no período referente à análise. O teste é realizado dividindo a amostra em subperíodos, estimando os parâmetros para esses subperíodos e, por meio da estatística F, testa-se a igualdade dos conjuntos de parâmetros. O teste de Chow é ideal para testar uma possível quebra estrutura quando se conhece *a priori* a data da quebra. A hipótese nula (H_0) é a ausência de mudança estrutural (estabilidade dos parâmetros), enquanto que a hipótese alternativa (H_1) é a presença de mudança estrutural na data delimitada como o período da quebra.

As hipóteses fundamentais do teste são: i) os termos de erros nas regressões dos subperíodos distribuem-se normalmente e têm a mesma variância, isto é, $e_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ e e_{2t}

⁴ Para maiores detalhes, ver Perron (2006).

$\sim N(0, \sigma^2)$; e ii) e_{1t} e e_{2t} se distribuem independentemente. Com estas hipóteses, o teste de Chow é realizado da seguinte forma:

1. combinam-se as T_1 e T_2 observações e estima-se a regressão. Feito isto, se obtém a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) com $(T_1 + T_2 - k)$ graus de liberdade, onde k é o número de parâmetros estimados. Podendo também, ser chamada de soma restrita dos quadrados dos resíduos (SQR_R), dada a suposição de que as regressões dos subperíodos são iguais;
2. estima-se a regressão para a primeira subamostra com o propósito de obter a SQR_1 com graus de liberdade iguais a $T_1 - k$;
3. estima-se a regressão para a segunda subamostra com o propósito de obter a SQR_2 com graus de liberdade iguais a $T_2 - k$;
4. soma-se SQR_1 e SQR_2 e obtém-se a soma dos quadrados dos resíduos irrestrita (SQR_{SR}) com graus de liberdade iguais a $T_1 + T_2 - 2k$;
5. Tomando a razão $F = \frac{(SQR_R - SQR_{SR} / k)}{(SQR_{SR}) / (n_1 + n_2 - 2k)}$, pode-se mostrar que essa razão segue uma distribuição F com graus de liberdade iguais a $T_1 + T_2 - 2k$. Se o F calculado exceder o F crítico ao nível de significância escolhido, rejeitamos a hipótese nula de estabilidade estrutural.

Uma limitação do teste de Chow é que é preciso conhecer *a priori* a data da possível quebra estrutural. Diante disso, resta ao pesquisador escolher a data da quebra levando em conta algum acontecimento que pode ter causado possíveis mudanças estruturais nos parâmetros da regressão.

5.3.2 Teste de Quandt-Andrews

O teste de Quandt-Andrews soluciona a limitação da necessidade de se conhecer *a priori* a data da mudança estrutural. A ideia do teste de Quandt-Andrews é a realização de um único teste de Chow para cada observação entre duas datas, ou τ_1 e τ_2 . A estatística para se testar a hipótese nula de ausência de mudança estrutural entre τ_1 e τ_2 será obtida por meio das estatísticas dos testes de Chow. O teste avalia se houve quebra estrutural em todos os parâmetros da equação original.

Por meio do teste individual de mudança estrutural de Chow são obtidas as estatísticas Razão de Máxima Verossimilhança, estatística F e estatística F de Wald. A partir de um teste padrão de Wald, é calculada a estatística F de Wald. A restrição deste teste é de que os coeficientes sobre os parâmetros da equação são os mesmos em todas as subamostras. Assim como a estatística da Razão de Máxima Verossimilhança, a estatística do teste de Wald tem distribuição assintótica χ^2 com $(m-1)$ graus de liberdade, em que m é o número de subamostras. Como o teste de Chow, a hipótese nula do teste de Quandt-Andrews é a ausência de mudança estrutural, ou seja, estabilidade estrutural.

As estatísticas do teste individual resumem-se em duas estatísticas: a estatística de máximo ou Sup e a estatística Ave. A estatística de máximo nada mais é do que o máximo da estatística F do teste individual de Chow, isto é:

$$MaxF = \text{Max}(F(\tau)), \tau_1 \leq \tau \leq \tau_2 \quad (18)$$

Já a estatística Ave é dada pela média das estatísticas F individuais:

$$AveF = \frac{1}{n} \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} F(\tau) \quad (19)$$

As distribuições das estatísticas destes testes não seguem o padrão de avaliar o parâmetro sob a ótica da hipótese nula (H_0) de estabilidade estrutural, mas avaliá-lo sob a ótica da hipótese alternativa de presença de mudança estrutural. Andrews (1993) mostrou a correta distribuição para esses testes e o cálculo aproximado do p -valor assintótico foi apresentado por Hansen (1997). No momento em que τ_1 se aproxima do início da amostra ou quando τ_2 se aproxima do final da amostra, a distribuição da estatística dos testes torna-se degenerada. Uma sugestão para se conseguir melhores resultados é não incluir no procedimento de teste as extremidades da equação da amostra. O corte ideal é excluir 15% do total da amostra, sendo 7,5% do início e 7,5% do final das observações.

5.3.3 Teste de Bai e Perron

Bai e Perron (1998) inovaram com relação aos testes de quebras estruturais ao considerarem a estimação de múltiplas quebras estruturais em modelos estimados por

mínimos quadrados ordinários (MQO). Em seu artigo, Bai e Perron (2003) mostram uma formulação para uma obtenção endógena de múltiplas quebras estruturais considerando uma regressão múltipla com m quebras estruturais,

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (20)$$

onde $j = 1, \dots, m + 1$. No modelo apresentado y_t é a variável dependente no tempo t , x_t é um vetor de variável independente de ordem $(p \times 1)$, z_t é um vetor de variável independente de ordem $(q \times 1)$, β e δ_j ($j = 1, \dots, m + 1$) são os vetores dos coeficientes correspondentes a x_t e z_t , e u_t é o termo de erro. Os pontos de quebra são denotados pelos índices (T_1, \dots, T_m) sendo tratados como desconhecidos. Além disso, tem-se que $T_0 = 0$ e $T_{m+1} = T$.

O modelo anteriormente apresentado tem por objetivo estimar os coeficientes desconhecidos da regressão e também os pontos de quebra. O modelo é considerado de mudança estrutural parcial, dado que o vetor de parâmetros β não está sujeito a mudanças. Quando $p = 0$, é considerado um modelo de mudança estrutural puro, onde todos os coeficientes estão sujeitos às mudanças, sem a necessidade da variância de u_t ser constante. Dessa forma, as quebras na variância são permitidas se ocorrerem nas mesmas datas que as quebras dos parâmetros da regressão.

O sistema de regressão linear múltipla apresentado anteriormente também pode ser expresso sob a forma matricial:

$$Y = X \beta + \bar{Z} \delta + U \quad (21)$$

sendo $Y = (y_1, \dots, y_T)'$, $X = (x_1, \dots, x_T)'$, $U = (u_1, \dots, u_T)'$ e $\delta = (\delta_1', \delta_2', \dots, \delta_{m+1}')'$. A matriz de partições diagonais é \bar{Z} em (T_1, \dots, T_m) . Deste modo, $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$ sendo $Z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_{T_i})'$.

Este método de estimação fundamenta-se em três passos baseando-se no princípio de MQO. Para cada m -partição, (T_1, \dots, T_m) , no primeiro estágio serão obtidas via minimização da soma dos quadrados dos resíduos as estimativas por mínimos quadrados dos vetores β e δ_j :

$$(Y - X \beta - \bar{Z} \delta)'(Y - X \beta - \bar{Z} \delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t' \beta - z_t' \beta_i]^2 \quad (22)$$

sendo $\hat{\beta}(\{T_j\})$ e $\hat{\delta}(\{T_j\})$ as estimativas fundamentadas acerca de uma dada m -partição (T_1, \dots, T_m) , denotada por $\{T_j\}$. Substituindo-a na função anterior e $S_t(T_1, \dots, T_m)$ denotando a soma dos quadrados dos resíduos resultante, os pontos de quebra (\hat{T}_1, \dots, T_m) são:

$$(\hat{T}_1, \dots, T_m) = \arg \min_{\{T_j\}} S_t(T_1, \dots, T_m), \quad (23)$$

onde a minimização é sobre todas as partições (T_1, \dots, T_m) uma vez que $T_i - T_{i-1} \geq q$. Dessa forma, os pontos de quebra são mínimos globais da função objetivo. No último passo, tem-se que a estimação dos parâmetros da regressão são estimativas associadas com m $\{\hat{T}_j\}$, sendo dados por $\hat{\beta}(\{\hat{T}_j\})$ e $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$.

5.3.3.1 Método para calcular mínimos globais

Com objetivo de obter os pontos de quebra, Bai e Perron (2003) consideram um algoritmo fundamentado no princípio da programação dinâmica, permitindo assim, a estimação dos pontos como minimizadores globais da soma dos quadrados dos resíduos. As operações que são usadas por este algoritmo é, no máximo, as operações de MQO de ordem $O(T^2)$ para qualquer número de quebras estruturais.

5.3.3.2 O Modelo de mudança estrutural puro

O modelo de mudança estrutural puro é dado por:

$$Y = \bar{Z}\delta + U \quad (24)$$

Neste caso, pode-se aplicar MQO para o cálculo das estimativas $\hat{\delta}$, \hat{u}_t e $S_t(T_1, \dots, T_m)$, para cada segmento (ou subamostra) relevante. Para se obter o cálculo da soma dos quadrados dos resíduos para todo segmento relevante, pode ser utilizada fórmulas de atualização padrão

para determinar os resíduos recursivos (*recursive residuals*). A propósito, podem-se calcular todas as informações pertinentes baseado em $T - hm + 1$ conjuntos de resíduos recursivos, sendo a distância mínima entre cada quebra h . Tendo $v(i, j)$ como resíduo recursivo no momento j que é obtido por meio da utilização de uma amostra que começa no dia i , e tendo a soma do quadrado dos resíduos como $SSR(i, j)$ que é obtida por meio da aplicação dos mínimos quadrados para um segmento que inicia na data i e finaliza na data j , pode ser obtida a relação recursiva: $SSR(i, j) = SSR(i, j - 1) + v(i, j)^2$. Deste modo, a quantidade de matrizes inversas necessárias é de ordem $O(T)$.

5.3.3.3 O Algoritmo de programação dinâmica

De acordo com o teste proposto por Bai-Perron (1998,2003), uma vez que as somas dos quadrados dos resíduos (SSR) para todos os períodos possíveis nas regressões via MQO são comparadas, as quebras serão identificadas como aquelas em que a SSR do período seja localmente mínima.

Levando em conta que a SSR de segmentos relevantes foram computados e armazenados através da abordagem da programação dinâmica, é possível avaliar qual partição realiza uma minimização global da SSR. A essência deste método é uma análise sequencial de partições ótima de uma quebra (ou dois segmentos). Deste modo, sendo a SSR associados à partição ótima abrangendo r quebras utilizando as n primeiras observações. O problema recursivo descrito abaixo é resolvido a partir da partição ótima:

$$SSR(\{T_{m,T}\}) = \min_{mh \leq j \leq T-h} [SSR(\{T_{m-1,j}\}) + SSR(j+1, T)] \quad (25)$$

5.3.3.4 Teste de ausência de quebras versus um número fixo de quebras

Bai e Perron (2003) consideram a realização de um teste de ausência de quebra em oposição a um número fixo de quebras estruturais. A metodologia deste teste consiste em

verificar a hipótese de estabilidade estrutural, ou seja, ($m = 0$) contra $m = k$ quebras. Para apresentar a estatística do teste, (T_1, \dots, T_k) é denotada como a partição de modo que $T_i = [T\lambda_i]$ ($i = 1, \dots, k$) e R representará uma matriz de modo que $(S\delta)' = \delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1}$. Logo,

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left(\frac{T-(k+1)q-p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R \hat{V} (\hat{\delta}) R')^{-1} R \hat{\delta} \quad (26)$$

em que $\hat{V}(\hat{\delta})$ é uma estimativa da variância da matriz de covariância $\hat{\delta}$ robusta a heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Depois de Andrews (1993), Bai e Perron (2003) usaram o teste:

$$\sup F_T = (k; q) = F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k; q) \quad (27)$$

em que $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k$ minimiza a soma global dos quadrados dos resíduos. A distribuição assintótica está sujeita a um parâmetro de fracionamento (*trimming*) $\varepsilon = h/T$, no qual T é o tamanho da amostra e h é o tamanho mínimo admissível para a extensão do segmento da amostra. Bai e Perron (1998) apresenta a distribuição assintótica relevante sendo os valores críticos calculados por meio do programa *Break.prg*, disponível em <http://people.bu.edu/perron/code.html>.

5.3.3.5 Teste de l quebras estruturais versus $(l + 1)$ quebras estruturais

Foi proposto por Bai e Perron (1998) um teste de l versus $l + 1$ quebras, chamado de $\sup F_T(l + 1 | l)$. Aplica-se o teste em cada segmento que contém as observações \hat{T}_{i-1} até \hat{T}_i ($i = 1, \dots, l + 1$). Rejeita-se a hipótese nula do teste de l quebras em favor de um modelo com $l + 1$ quebras se o valor mínimo total ou SSR for menor no modelo com $l + 1$ quebras do que a SSR do modelo com l quebras⁵.

⁵ Bai e Perron (1998, 2001) apresentam os valores assintóticos.

5.3.3.6 Teste de quebras estruturais em equações com regressores endógenos

Na literatura mais recente, é possível encontrar alguns trabalhos que tratam de testes de quebras estruturais em equações com regressores endógenos. Por exemplo, Hall *et al.* (2012) mostra que através da minimização de um critério de MQ2E são produzidos estimadores consistentes para as frações das quebras. Perron e Yamamoto (2014) em seu estudo confirmam os resultados de Hall *et al.* (2012). Além disso, eles mostram que todos os pressupostos feitos por Bai e Perron (1998, 2003a), onde os regressores originais não são contemporaneamente correlacionados com os erros, são satisfeitos. Assim, os resultados de Bai e Perron (1998, 2003a) também são válidos para equações com regressores endógenos.

O termo de erro e_t definido em (8), deixa claro que o hiato do produto é um regressor endógeno presente na função de reação do BCB. Dado que, a inflação e, conseqüentemente, as expectativas de inflação são variáveis endógenas do modelo, a variável Dj_t é um regressor potencialmente endógeno. Nesse caso, para realizar os testes de quebras estruturais e estimar as datas das quebras, utilizaremos o método baseado em variáveis instrumentais (VI) proposto por Perron e Yamamoto (2014). De acordo com esse método, admite-se que existe um conjunto de q variáveis, z_t que podem servir como instrumentos. Onde $Z = (z_1, \dots, z_T)'$ denota uma matriz $T \times q$. A partir das variáveis observadas (i , X , Z) serão estimadas as datas desconhecidas das quebras estruturais nos parâmetros da função de reação, onde $i = (i_1, \dots, i_T)'$ é um vetor da variável dependente (taxa de juros nominal) e X é a matriz $T \times q$ dos regressores. Então, a regressão de VI com m quebras que ocorrem em $\{T_1, \dots, T_m\}$ é dada por:

$$i = \bar{X}^* \beta + \tilde{e} \quad (28)$$

em que $\bar{X}^* = \text{diag}(\hat{X}_1, \dots, \hat{X}_{m+1})$ é uma matriz $T \times (m+1)p$ com $\hat{X}_i = (\hat{x}_{T_{i-1}+1}, \dots, \hat{x}_{T_i})'$ para $i = 1, \dots, m+1$, $T_0 = 1$ e $T_{m+1} = T$, e $\hat{X} = (\hat{x}_1, \dots, \hat{x}_T)' = P_Z X$ onde $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$. Sendo o termo de erro $\tilde{e} = (\tilde{e}_1, \dots, \tilde{e}_T)'$ com $\tilde{e}_t = \tilde{e}_t + \eta_t$, $\eta_t = (x'_t - \hat{x}'_t)\delta_j$ para $T_{j-1}+1 \leq t \leq T_j$. As estimativas das datas das quebras são dadas por:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} SSR_T(T_1, \dots, T_m) \quad (29)$$

onde SSR_T é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão (8) para a partição (T_1, \dots, T_m) , tal que $T_i - T_{i-1} \geq q$ onde $q \geq 0$ é a quantidade mínima de observações que um regime i deve conter.

Afim de testar a presença de quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB será utilizado o teste denominado $\sup F_T(l+1|l)$ proposto por Bai e Perron (2003a). A finalidade desse teste é testar a hipótese nula de l quebras contra a hipótese alternativa de $l+1$ quebras. As estimativas das datas para o modelo com l quebras serão obtidas por meio do procedimento sequencial (Bai e Perron, 1998). O método de Bai e Perron (1998, 2003a) consiste em testar a presença de uma quebra estrutural adicional em cada um dos $l+1$ segmentos. Aplica-se o teste a cada segmento que contém as observações \hat{T}_{i-1} até \hat{T}_i ($i = 1, \dots, l+1$). A hipótese de l quebras é rejeitada em favor de um modelo com $l+1$ se o mínimo global da soma dos quadrados dos resíduos (sob todos os segmentos onde uma quebra adicional é incluída) é suficientemente menor que a soma dos quadrados dos resíduos do modelo com l quebras.

O procedimento para testar quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB consiste nas seguintes etapas:

- i) estimação das formas reduzidas de Dj_t e y_t por mínimos quadrados ordinários (MQO), com isso, as datas das quebras sequencialmente são encontradas e a significância estatística das quebras são obtidas por meio dos testes $\sup F_T(l+1|l)$;
- ii) sendo instáveis as formas reduzidas, os valores preditos $\hat{D}j_t$ e \hat{y}_t serão obtidos para cada subamostra delimitada pelas datas das quebras estimadas no passo (i). Se a forma reduzida for estável, obtém-se os regressores $\hat{D}j_t$ e \hat{y}_t considerando a amostra completa;
- iii) a função de reação (8) é estimada sendo os regressores endógenos substituídos pelos regressores gerados no passo anterior e através da estatística $\sup F_T(l+1|l)$ testa-se a existência de mudanças estruturais nessas equações.

Perron e Yamamoto (2014) em seu estudo destacaram a eficiência do procedimento de VI quando comparado ao de Hall et al. (2012), pois utilizam toda a informação da amostra.⁶ No entanto, sendo instáveis as formas reduzidas, a mudança na distribuição marginal dos regressores na equação estrutural estimada impede a utilização dos valores críticos apresentados por Bai e Perron (2003b) para o teste $\sup F_T(l+1|l)$. Neste caso, este estudo

⁶ O procedimento de Hall *et al.* (2012) consiste em aplicar testes para mudanças nos parâmetros da forma estrutural para todas as subamostras definidas pelas estimativas das datas das quebras nas formas reduzidas.

seguirá Perron e Yamamoto (2014), empregando o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

5.4 Dados

A função de reação do BCB será estimada a partir de dados mensais, e compreende o período de janeiro de 2000 a junho de 2016. As séries foram obtidas dos *sites* do IPEA e do BCB.

A variável dependente é a taxa de juros Selic (i_t) acumulada no mês e anualizada. Após a adoção do regime de metas para a inflação a taxa de juros Selic tornou-se o principal instrumento de política monetária.

A variável (Dj_t) foi construída a partir das metas de inflação estabelecidas para os anos T e $T+1$, e da série de expectativas de inflação que o BCB obtém a partir de pesquisas realizadas junto às instituições financeiras e empresas de consultoria.⁷ Na pesquisa realizada, as empresas informam qual é a inflação esperada para os anos T ($E_j\pi_T$) e $T+1$ ($E_j\pi_{T+1}$).

O hiato do produto (y_t) é obtido pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente (y_t^e) e o produto potencial (y_t^p), sendo dado por $y_t = 100(y_t^e - y_t^p)/y_t^p$. Será utilizada uma variável *proxy* para o produto potencial, obtida através do filtro Hodrick-Prescott (HP).

A variável taxa de câmbio (e_t) utilizada como instrumento é dada pela diferença percentual da média da taxa de câmbio comercial para venda (R\$/US\$) com periodicidade mensal.

A Figura 2 apresenta o comportamento das variáveis taxa de juros Selic, Dj_t , hiato do produto e taxa de câmbio. É possível observar um forte aumento tanto na taxa de juros Selic quanto na variável Dj no ano de 2003. Isso se deu pelo aumento das expectativas de inflação, causado pela insegurança política das eleições para a presidência do Brasil, sendo esse ano marcado por uma recessão. Já o hiato do produto sofreu um forte declínio no ano de 2008, enquanto a taxa de câmbio apresentou nesse mesmo ano o seu maior nível. Esses fatos se deram com a crise econômica mundial que afetou várias economias.

⁷ Na construção da série de metas de inflação, foi considerado o fato de que o BCB perseguiu uma meta ajustada de 8,5% em 2003 e 5,5% em 2004.

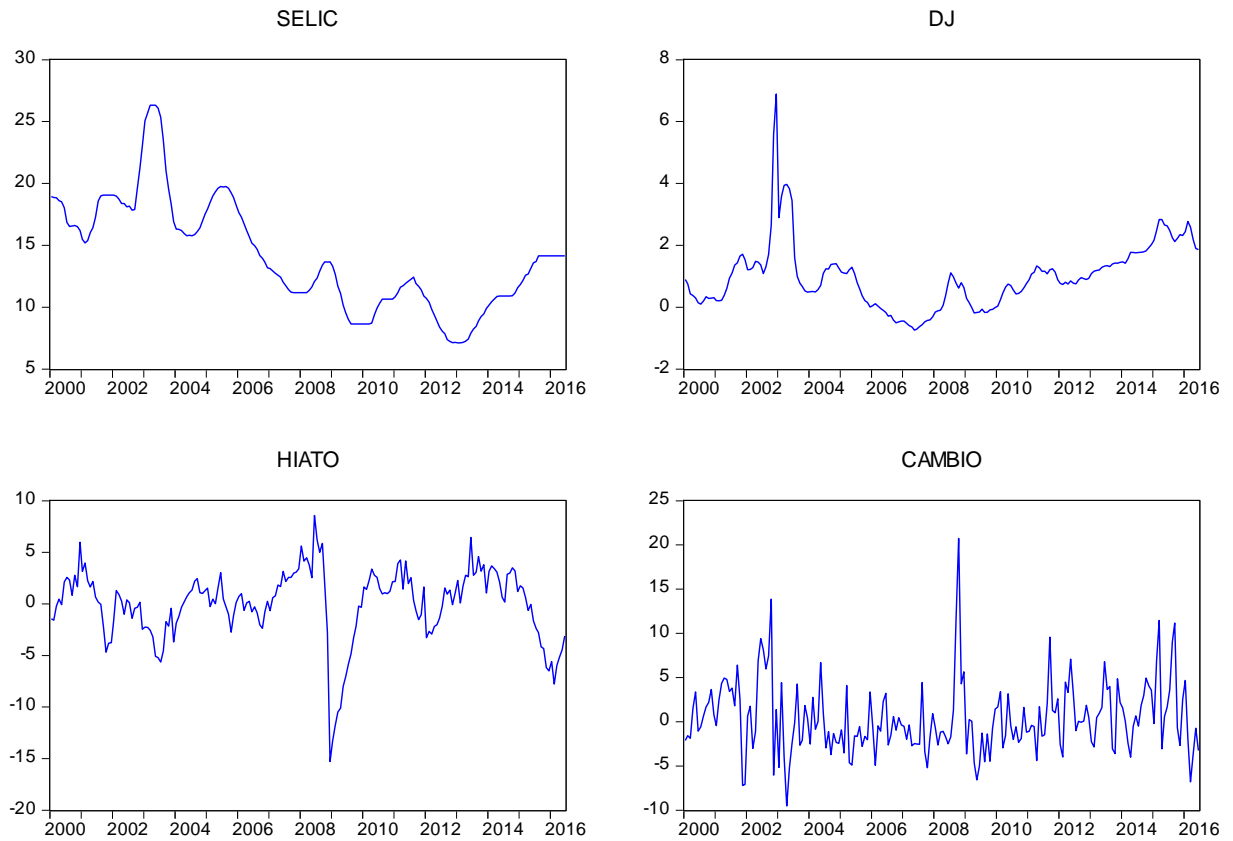


Figura 2– Taxa Selic, Dj_t , hiato do produto e taxa de câmbio no período 2000-2016

Fonte: Elaborado a partir de dados do Banco Central do Brasil e do IPEA.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

6.1 Modelo com parâmetros constantes

Inicialmente a função de reação para o Banco Central do Brasil foi estimada com base no método de VI sem considerar a presença de quebra estrutural. O modelo foi estimado com a matriz HAC (Newey-West) que fornece erros padrão robustos a problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. O conjunto de variáveis instrumentais que foram inseridas no modelo inclui a defasagem (-1) da variável Dj , as defasagens (-2) e (-3) do hiato do produto e as defasagens (-1) e (-2) da taxa Selic e da taxa de câmbio. Isso implica em 3 restrições de sobre-identificação. A validade destas restrições será testada pelo teste J de Hansen. Utilizaremos o teste de Cragg-Donald para verificar se os instrumentos da regressão são fracos.

A Tabela 2 mostra o resultado da estimação da função de reação do BCB com parâmetros constantes. O coeficiente de determinação R^2 -ajustado foi de 0,9958, indicando que mudanças na taxa Selic são altamente explicadas pelas variáveis explicativas do modelo. De acordo como o resultado do teste J , podemos verificar que as restrições de sobre-identificações não são rejeitadas. De acordo com a estatística do teste de Cragg-Donald, rejeita-se a hipótese nula de que os instrumentos são fracos.

Com relação aos coeficientes de curto prazo, verifica-se que apenas β_0 foi não significativo. Observa-se que o BC responde positivamente ao hiato da inflação esperada e ao hiato do produto. O elevado coeficiente do termo de suavização da taxa Selic ($\theta_1 + \theta_2$) indica que no curto prazo o BCB dá um peso maior à taxa de juros observada nos períodos anteriores.

Em relação aos coeficientes para o longo prazo, os resultados mostram que apenas o β_2 foi significativo. De acordo com esses coeficientes, verifica-se que o BCB não reagiu ao hiato da inflação esperada e reagiu positivamente ao hiato do produto.

Tabela 2- Estimação da função de reação para o Banco Central do Brasil: 2000:01-2016:06

Parâmetros	Especificação	
	Modelo sem quebras	
	2000:04-2016:06	
β'_0	0,0863ns (0,101)	
β'_1	0,0948** (0,042)	
β'_2	0,0279* (0,008)	
θ_1	1,6630* (0,076)	
θ_2	-0,6764* (0,078)	
$\theta_1 + \theta_2$	0,9867* (0,007)	
β_0	6,4471ns (4,549)	
β_1	7,0797ns (4,991)	
β_2	2,0873*** (1,219)	
R ² – ajustado	0,9958	
Estatística J(prob)	0,7900	
Cragg-Donald	39,0185 [†]	

Nota: *, **, *** significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente. ^{ns} Não significativo. Entre parênteses está o erro-padrão. [†] viés relativo aceitável de 5%. Coeficientes de longo prazo foram obtidos pelo método Delta.

6.2 Resultados dos testes de quebras estruturais

Com o objetivo de identificar possíveis quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do BCB, inicialmente foram realizados os testes de Chow e Quandt-Andrews. No teste de Chow, dado que a data da quebra deve ser conhecida, as datas das possíveis quebras a

serem testadas foram 2002:12 e 2010:12. As escolhas das datas foram devido a mudanças na presidência do BCB. A primeira data marca o início da presidência de Henrique Meirelles (2003-2010), enquanto a segunda marca o início da presidência do Banco Central por Alexandre Tombini (2011-2016).

A Tabela 3 apresenta o resultado do teste de Chow. De acordo com o resultado do teste, rejeita-se a hipótese nula de que os parâmetros são estáveis. Portanto, os resultados mostram que ocorreram mudanças estruturais na função de reação do BCB nas datas sugeridas.

Tabela 3 - Teste de Chow para quebras estruturais na função de reação do BCB

Data/quebra	Estatística F	Prob.
2002:12	3,9488	0.0001
2010:12		

Fonte: Elaboração própria.

Diferentemente do teste de Chow, no teste de Quandt-Andrews a data da suposta quebra estrutural não precisa ser conhecida. No teste de Quandt-Andrews realiza-se um corte de 15% da amostra, sendo 7,5% no início e 7,5% do fim. Deste modo, a data inicial da amostra foi outubro de 2002 e a data final janeiro de 2014.

A Tabela 4 mostra o resultado do teste de Quandt-Andrews. De acordo com a estatística do teste, rejeita-se a hipótese de estabilidade dos parâmetros. Além disso, o teste indicou a existência de uma quebra estrutural em outubro de 2003, ano em que Henrique Meireles inicia como presidente do BC.

Tabela 4 - Teste de Quandt-Andrews uma quebra estrutural na função de reação do BCB

Data/quebra	Max LR	Ave	Prob.
	Estatística F	Estatística F	
2003:10	13,6015	5,5253	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

O passo seguinte foi estimar a função de reação do BCB considerando as datas das quebras estruturais dos testes de Chow e de Quandt-Andrews. A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação para cada subperíodo.

Tabela 5 - Estimação da função de reação do BCB com quebras estruturais

Parâmetros	<i>Datas das quebras usadas no teste de Chow</i>			<i>Data da quebra estimada no teste de Quandt-Andrews</i>	
	2000:04- 2002:12	2003:01- 2010:12	2011:01- 2016:06	2000:04- 2003:09	2003:10- 2016:06
β'_0	4,3549** (2,136)	0,5858** (0,263)	-0,2200ns (0,171)	2,2558** (0,912)	0,0180ns (0,069)
β'_1	0,3343* (0,0620)	0,2835*** (0,149)	0,2068** (0,081)	0,2724* (0,0763)	0,0706* (0,016)
β'_2	-0,0377ns (0,090)	0,0378* (0,009)	0,0359** (0,0145)	-0,0097ns (0,0830)	0,0240* (0,005)
θ_1	1,1911* (0,219)	1,4806* (0,142)	1,4059* (0,1419)	1,5159* (0,1131)	1,6120* (0,044)
θ_2	-0,4521* (0,129)	-0,5335* (0,126)	-0,4135* (0,1438)	-0,6552* (0,112)	-0,6161* (0,0415)
$\theta_1+\theta_2$	0,7390* (0,119)	0,9471* (0,023)	0,9924* (0,284)	0,8607* (0,0458)	0,9960* (0,005)
β_0	16,6855* (0,678)	11,0704* (0,838)	-29,1224ns (76,424)	16,1971* (1,3743)	-4,4847ns (22,931)
β_1	1,2807** (0,498)	5,3577* (1,308)	27,3939ns (53,052)	1,9555** (0,996)	17,5449ns (23,8893)
β_2	-0,1446ns (0,288)	0,7147* (0,262)	4,7534ns (10,693)	-0,0698ns (0,5755)	5,9713ns (8,454)
R ² – ajustado	0,9546	0,9963	0,9950	0,9846	0,9971

Nota: *, **, *** significativo à 1, 5 e 10%, respectivamente. ^{ns} Não significativo. Entre parênteses está o erro padrão. Coeficientes de longo prazo foram obtidos pelo método Delta.

Quando são consideradas as datas das quebras utilizadas no teste de Chow, observa-se que a autoridade monetária brasileira reagiu fortemente ao hiato da inflação esperada e ao hiato do produto no subperíodo em que Henrique Meireles esteve à frente do BCB. Já no subperíodo em que Alexandre Tombini esteve na presidência do BC foi verificado uma maior suavização da taxa de juros.

Considerando os subperíodos delimitados pela data da quebra estimada pelo teste de Quandt-Andrews, observa-se que o BCB reduziu a sua resposta de curto prazo ao hiato da inflação esperada e ao hiato do produto. Entretanto, as estimativas dos coeficientes implícitos da função de reação indicaram que a resposta de longo prazo à inflação foi estatisticamente significativa apenas no subperíodo 2000:04-2003:09.

6.3 Resultados do procedimento de Perron e Yamamoto (2014)

A primeira etapa do procedimento de Perron e Yamamoto (2014) é de verificar a estabilidade dos parâmetros nas formas reduzidas para as variáveis Dj_t e y_t . A Tabela 6 apresenta os resultados dos testes de quebra estrutural para as variáveis endógenas. Pode-se observar que o teste SupF(1) que testa a hipótese nula de ausência de quebra contra a hipótese alternativa de uma quebra não foi significativo. O que indica que as formas reduzidas são estáveis. Desse modo, obteremos os regressores $\hat{D}j_t$ e \hat{y}_t considerando a amostra completa.

Tabela 6 - Teste de quebra estrutural para as formas reduzidas.

Função de Reação	Variável Dependente	SupF(1)
(8)	Dj	7,30 ^{ns}
	Hiato	21,58 ^{ns}

Nota: *, **, *** significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente. ^{ns} Não significativo.

A etapa seguinte consiste em testar a estabilidade dos parâmetros da função de reação do BCB utilizando o método VI. De acordo com os resultados na Tabela 7 podemos observar que o teste SupF(1) que testa a hipótese nula de ausência de quebra contra a hipótese alternativa de uma quebra foi significativo a 5%. O teste SupF(2/1) que tem como hipótese nula a presença de uma quebra e hipótese alternativa a presença de duas quebras foi significativo a 5%. A hipótese nula de três quebras contra a alternativa de duas quebras testada pelo SupF(3/2) também foi significativo a 5%. Portanto, os resultados evidenciam a presença de três quebras no regime de política monetária, cujas datas foram em dezembro de 2002, outubro de 2005 e setembro de 2011.

Tabela 7 - Teste de Bai e Perron para múltiplas quebras estruturais na função de reação do BCB.

Especificação	SupF(1)	SupF(2/1)	SupF(3/2)	Datas das quebras
Baseado no método-VI				
(8)	29,92**	26,17**	30,23**	2002:12; 2005:10; 2011:09

Nota: *, **, *** significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente. ^{ns} Não significativo. Significância usando o método de bootstrap com regressores fixados de Hansen (2000).

Com base nos resultados dos testes de quebras estrutural, será estimada a função de reação para as subamostras indicadas no teste anterior. As regressões foram estimadas usando o método de VI. A Tabela 8 apresenta esses resultados. Os parâmetros da variável Dj_t foram significativos em todos os períodos. Os resultados revelam ainda que o BCB respondeu positivamente ao hiato da inflação esperada e ao hiato do produto.

Tabela 8 - Estimação da função de reação do BCB com três quebras estruturais.

Parâmetros	Modelo sem quebras	Modelo com três quebras			
	2000:04- 2016:06	2000:04- 2002:11	2002:12- 2005:09	2005:10- 2011:08	2011:09- 2016:06
β'_0	0,0863 ^{ns} (0,101)	4,3514* (1,672)	1,4375* (0,407)	0,4313* (0,075)	0,1115 ^{ns} (0,124)
β'_1	0,0948** (0,042)	0,5690* (0,172)	0,3605* (0,064)	0,1571* (0,035)	0,3360* (0,101)
β'_2	0,0279* (0,008)	-0,0155 ^{ns} (0,049)	0,0946** (0,038)	0,0424* (0,006)	0,0200** (0,010)
θ_1	1,6630* (0,076)	1,1659* (0,208)	1,3463* (0,089)	1,2742* (0,060)	1,3001* (0,161)
θ_2	-0,6764* (0,078)	-0,4403* (0,136)	-0,4484* (0,080)	-0,3187* (0,058)	-0,3565** (0,149)
$\theta_1 + \theta_2$	0,9867* (0,007)	0,7257* (0,010)	0,8980* (0,023)	0,9555* (0,006)	0,9444* (0,020)
β_0	6,4471 ^{ns} (4,549)	15,8626* (0,5782)	14,0850* (1,187)	9,6838* (0,566)	2,0047 ^{ns} (1,804)
β_1	7,0797 ^{ns} (4,991)	2,0743* (0,509)	3,5328* (0,697)	3,5280* (0,801)	6,0399* (1,252)
β_2	2,0873*** (1,219)	-0,0566 ^{ns} (0,164)	0,9274** (0,451)	0,9515* (0,1686)	0,3602 ^{ns} (0,248)
R^2 – ajustado	0,9958	0,9973			

Nota: *, **, *** significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente. ^{ns} Não significativo. Entre parênteses está o erro padrão. Coeficientes de longo prazo foram obtidos pelo método Delta.

Os resultados mostram que as diferenças nas subamostras quando comparado com a amostra completa são bastante significativas. Com base nos coeficientes de curto prazo é possível observar que a maior resposta ao hiato da inflação esperada se deu no período em que Armínio Fraga esteve na presidência do BC. Essa maior reação pode ser justificada pelo

fato de que, nesse período, o BCB procurava passar ao mercado uma maior credibilidade na condução da política monetária. Já a análise para o hiato do produto mostra que Armínio Fraga não reagiu a essa variável. Por outro lado, verifica-se que a maior reação por parte da autoridade monetária brasileira ao hiato do produto se deu no subperíodo Meireles (2002:12-2005:09). Em geral, observa-se um elevado valor para o termo de suavização da taxa Selic ($\theta_1 + \theta_2$), o que mostra que no curto prazo a autoridade monetária brasileira se preocupa mais com a taxa de juros observada em períodos anteriores do que com os fundamentos macroeconômicos.

Analisando os coeficientes de longo prazo, ao considerar a amostra completa teríamos a informação equivocada que o BCB não reagiu ao hiato da inflação esperada. Entretanto, ao analisar os resultados considerando a presença de quebras estruturais percebemos que a maior reação por parte autoridade monetária foi a essa variável. Em todas as subamostras, podemos observar que o valor do β'_1 foi maior que 1. Isso indica que a função de reação do BCB satisfaz o princípio de Taylor (1993), isto é, a taxa de juros Selic aumenta mais que proporcionalmente em resposta a elevação do hiato da inflação em 1 ponto percentual. Já comparando o hiato do produto da amostra completa com resultado considerando as quebras, percebemos que essa variável perdeu peso no controle da inflação. Considerando os resultados dos parâmetros estimados, podemos verificar que a maior reação por parte do banco central ao hiato da inflação esperada foi observada no subperíodo Tombini (2011:09-2016:06). Podemos destacar que, mesmo apresentando essa maior reação o BCB não obteve sucesso no controle inflacionário nesse período. Vale destacar que a economia brasileira vive uma das piores crises econômica, fiscal e política desde o início do período de metas para a inflação. Além da grave crise observada, vale salientar o elevado gasto público, isso pode estar prejudicando o controle inflacionário.

Na análise dos coeficientes de longo prazo para o hiato do produto é possível notar que os parâmetros foram significativos apenas nos subperíodos Meireles (2002:12-2005:09) e Meireles-Tombini (2005:10-2011:08). Portanto, observamos que o BCB tem reagido no sentido de controlar a inflação, isso mostra o esforço da autoridade monetária brasileira para atingir seu objetivo.

7 CONCLUSÕES

O presente trabalho tem como objetivo testar mudanças estruturais na função de reação do BCB no período de metas para a inflação. Para tal, segue a metodologia proposta por Perron e Yamamoto (2014) que testa a presença de múltiplas quebras estruturais em uma função de reação com regressores endógenos em datas desconhecidas.

Os resultados dos testes de quebra estrutural rejeitam a hipótese nula de que os parâmetros da função de reação do BCB são estáveis. Foi observada a existência de três quebras estruturais, sendo uma nos últimos meses de 2002, a segunda no quarto trimestre de 2010 e a última no terceiro trimestre de 2011. Com base nos resultados podemos observar que a condução da política monetária no período analisado sofreu alterações, ou seja, não se manteve constante. É possível verificar que a autoridade monetária brasileira reage positivamente ao desvio da inflação em relação à meta e ao hiato do produto, sendo a maior reação por parte do BCB ao hiato da inflação esperada. Os valores dos parâmetros de longo prazo de β'_1 indicam que o BCB reage a inflação de acordo com o princípio de Taylor (1993).

Foi observado um elevado valor para o termo de suavização da taxa Selic ($\theta_1 + \theta_2$), o que mostra que no curto prazo a autoridade monetária brasileira se preocupa mais com a taxa de juros observada em períodos anteriores do que com os fundamentos macroeconômicos.

Os resultados também mostram que a autoridade monetária tem se preocupado em estabilizar a economia agindo para controlar a inflação, e os períodos de maior reação por parte do BCB foram nos subperíodos Meireles (2002:12-2005:09) e Tombini (2011:09-2016:06), sendo este último, o que apresentou maior reação no sentido de controlar a inflação.

REFERÊNCIAS

ARAGÓN, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. **Empirical Economics**, v. 48, p. 557-575, mar. 2015.

ARAGÓN, E. K. da S.B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos**, v.40, n.2, p. 373-399, Jun. 2010.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, v.66, n.1, p. 47-78, jan.1998.

_____. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n.1, p. 1-22, jan.-feb.2003a.

_____. Critical Values for Multiple Structural Change Tests. Unpublished Tables, **Econometrics Journal**, v. 6, p. 72-78. Jul. 2003b.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Histórico de Metas para a Inflação**. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 5 de outubro de 2016.

_____. **Atas das Reuniões do Comitê de Política Monetária**. Vários números. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 21 de setembro de 2016.

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n.3, p. 383-398, sep. 1983.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The Science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal Economic Literature**, v.37, n.4, p. 1661-1707, dec. 1999.

_____. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v.115, n.1, p.147-180, feb. 2000.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HALL, A. R.; HAN, S.; BOLDEA, O. Inference Regarding Multiple Structural Changes in Linear Models with Endogenous Regressors. **Journal of Econometrics**, v. 170, n.2, p. 281-302, jun.2012.

HANSEN, B. E. Testing for structural change in conditional models. **Journal of econometrics**, v. 97, n. 1, p. 93-115, jul. 2000.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 5 de agosto de 2016.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under Exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n.7, p. 1015-1040, jul. 2003.

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Brazil through the lens of a semi-structural model. **Economic Modelling**, v. 30, p. 405-419, jan. 2013.

MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S.; ELLERY JR, R. An Evaluation of the Tolerant to Higher Inflation Rate in the Short Run by the Brazilian Central Bank in the Period 2001-2012. **RBE**. Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 485-500. out.-dez 2013.

MOURA, M. L.; CARVALHO, A. de. What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? **Journal of Macroeconomics**, v. 32, n. 1, p. 392-404, mar. 2010.

OLIVEIRA, N. S. M. N.; MEDEIROS, E. R.; MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. da S. B.; SESSO FILHO, U. A. Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico para o Brasil 2000-2011. **Revista de Economia**, v. 39, n. 2 (ano 37), p. 28-50. mai./ago. 2013.

PERRON, P. Dealing with structural breaks, in Palgrave. **Handbook of Econometrics**, v. 1: Econometric Theory, K. Patterson and T. C. Mills (eds.) New York, 2006.

PERRON, P.; YAMAMOTO, Y. A note on estimating and testing for multiple structural changes in models with endogenous regressors via 2SLS. **Econometric Theory**, v.30, n. 2, p. 491-507, oct. 2014.

SÁNCHEZ-FUNG, J. R. Estimating monetary policy reaction functions for emerging market economies: The case of Brazil. **Economic Modelling**. v. 28, n. 4, p. 1730-1738, jul. 2011.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.